

# Multiplicadores Fiscais Dependentes do Ciclo Econômico: O que é possível dizer para o Brasil?

Renan Santos Alves<sup>1</sup>

Fabiana Fontes Rocha<sup>2</sup>

Sérgio Wulff Gobetti<sup>3</sup>

## Resumo

O objetivo deste artigo é investigar se os multiplicadores de gastos do governo diferem de acordo com o estado do ciclo de negócios para o período 1997: T1-2017: T2. Para tanto, é utilizado o Método de Projeção Local de Jordà para estimar as funções-resposta a impulso e os multiplicadores fiscais sob dois regimes diferentes: recessão e expansão. Contrariamente ao resultado mais comum encontrado na literatura, os multiplicadores são maiores nas expansões do que nas contrações, embora a diferença entre ambos não seja estatisticamente significativa. Estes resultados são robustos, exceto quando a variável que define o estado da economia é o hiato do produto.

## Palavras-Chave

Multiplicador fiscal. Modelos não lineares. Projeção local de Jordà.

## Abstract

The purpose of this paper is to investigate whether government spending multipliers differ according to the state of the business cycle for the Brazilian economy during the period 1999:T1-2017:T2. In order to do so we use Jordà's Local Projection Method to estimate impulse response functions and fiscal multipliers under two different regimes: recession and expansion. Contrary to the most common results in the literature, the multipliers are greater in expansions than in recessions, although the difference between them is not statistically significant. Results are robust, except when we use the output gap to differentiate the states of the economy.

<sup>1</sup> Doutorando – Escola de Economia de São Paulo – Fundação Getúlio Vargas (EESP-FGV)  
End: Rua Itapeva, 474 - Bela Vista - São Paulo/SP - CEP: 01332-000 - E-mail: [renan.salves29@gmail.com](mailto:renan.salves29@gmail.com)  
ORCID: <https://orcid.org/0000-0003-3194-5747>

<sup>2</sup> Professora - Universidade de São Paulo - Faculdade de Economia, Administração e Contabilidade (USP/FEA) - End: Av. Prof. Luciano Gualberto, 908 - Cid. Universitária - São Paulo/SP - CEP: 05508-010  
E-mail: [frocha@usp.br](mailto:frocha@usp.br) – ORCID: <https://orcid.org/0000-0002-9314-0023>

<sup>3</sup> Técnico de Planejamento e Pesquisa - Ipea - Ed. BNDES, SBS Q.1 - Brasília/DF – CEP: 70076-900  
E-mail: [swgobetti@gmail.com](mailto:swgobetti@gmail.com) – ORCID: <https://orcid.org/0000-0002-2065-4533>  
Recebido: 15/12/2017. Aceite: 13/06/2019.



Esta obra está licenciada com uma Licença Creative Commons Atribuição-Não Comercial 4.0 Internacional.

## Keywords

Fiscal Multipliers. Nonlinear models. Jordà's local projection.

## Classificação JEL

E62. E32. H30. C22.

## 1. Introdução

A incapacidade da política monetária convencional de lidar com a contração da demanda que se seguiu à eclosão da crise financeira de 2008/2009 fez com que pacotes de estímulos fiscais fossem introduzidos em vários países do mundo. A crença de que esses pacotes seriam fundamentais para ajudar a recuperação econômica foi ampliada pelo fato de vários países terem atingido o chamado *zero lower bound*, não havendo espaço para reduções adicionais das taxas de juros pelos seus bancos centrais. Essa circunstância excepcional estimulou uma nova onda de pesquisa sobre o ativismo de políticas fiscais e a magnitude dos multiplicadores fiscais.

A literatura empírica sobre multiplicadores fiscais é tipicamente composta por modelos de vetores autorregressivos (VAR). Entretanto, a estimação dos efeitos causais da política fiscal sobre a atividade econômica representa um imenso desafio, uma vez que os choques fiscais e as variáveis macroeconômicas na realidade são correlacionados contemporaneamente.

A grande dificuldade consiste em identificar eventos fiscais que sejam exógenos e inesperados.<sup>1</sup> Três abordagens principais são adotadas para lidar com este problema em vetores autorregressivos. A primeira, adotada inicialmente por Blanchard e Perotti (2002), assume que os gastos do governo não reagem simultaneamente ao produto e utiliza informações institucionais sobre o sistema tributário, assim como informações sobre as

<sup>1</sup> Mountford and Uhlig (2009) sintetizam muito bem as dificuldades envolvidas na identificação de choques fiscais: "A fiscal policy shock is a surprise change in fiscal policy. However, there is no such thing as a fiscal policy shock per se. Fiscal policy encompasses a wide variety of policies: there is an endless list of types of incomes, for which the tax rules could be changed, or categories of government spending, where changes could occur. In this paper we address the much broader and traditional 'macro'-economic issue of the effects on the aggregate economy of aggregate fiscal variables. Even so, there still remain a large set of possible policies since changes in fiscal policy could, for example, be about changing the tax-debt mix for financing a given stream of government spending, or about changing the level of spending for a given level of debt (p. 963)".

elasticidades de impostos e transferências de renda. A segunda, conhecida por abordagem narrativa, usa episódios fiscais que podem ser considerados exógenos ao estado da economia, como os aumentos expressivos nos gastos militares resultantes de guerras e ameaças de guerras (por exemplo, Ramey e Shapiro (1998)). A terceira, proposta por Mountford e Uhlig (2009), impõe restrições de sinais sobre as variáveis de receita e despesa, assim como ortogonalidade a um choque de ciclos de negócio e um choque de política monetária, que também são identificados com restrições de sinais.

Mais recentemente, os trabalhos aplicados sobre multiplicadores fiscais passaram a analisar se suas magnitudes seriam dependentes de algumas condições econômicas. Parte predominante dessa literatura tem procurado verificar se os multiplicadores fiscais diferem de acordo com o ciclo econômico, em particular se são maiores do que o usual durante os períodos de recessão (Barro e Redlick (2011), Auerbach e Gorodnichenko (2012, 2013), Caggiano *et al.* (2015), Fazzari *et al.* (2015), Owyang *et al.* (2013), Ramey e Zubairy (2015,2018)). Os multiplicadores seriam maiores nos períodos recessivos porque o excesso de capacidade ociosa na economia enfraqueceria o tradicional argumento de que gastos do governo mais altos substituem o gasto privado (efeito *crowding-out*). Durante uma recessão, não há também necessidade de o Banco Central elevar as taxas de juros para compensar potenciais pressões inflacionárias decorrentes da política fiscal expansionista. Além disso, a parcela de famílias e firmas sujeitas a restrição de crédito é maior durante os períodos de menor crescimento.<sup>2</sup>

A experiência brasileira recente, em que políticas de aumento de gastos com objetivo anticíclico foram adotadas entre 2009 e 2014 e posteriormente foram substituídas por medidas contracionistas, oferece uma oportunidade singular de analisar duas questões: qual o tamanho dos multiplicadores de gastos públicos no Brasil e se os efeitos dos multiplicadores de gastos do governo sobre o produto dependem do estado do ciclo econômico. O objetivo deste artigo é avaliar a segunda questão dado que, além dela ser relevante do ponto de vista da política macroeconômica, é controversa do ponto de vista empírico.

---

<sup>2</sup> Complementarmente, outros estudos avaliam de que forma os multiplicadores fiscais são afetados pela política monetária, sendo maiores quando as taxas de juros atingem o *zero lower bound* (Woodford (2011), Christiano *et al.* (2011) e Miyamoto *et al.* (2018)).

A contribuição deste artigo consiste em usar uma metodologia ainda não aplicada no Brasil para estimar os efeitos de choques de gastos do governo sobre a economia, o método de projeção local de Jordà (2005).<sup>3</sup> Esse método tem como vantagem a estimação de funções-resposta a impulso projetando diretamente uma variável de interesse sobre as defasagens das variáveis que compõem o VAR. Além disso, permite incorporar facilmente as não linearidades.

O artigo está organizado em sete seções, incluindo esta introdução. A seção 2 faz uma revisão da literatura de multiplicadores fiscais ao longo do ciclo econômico para o Brasil. A seção 3 apresenta brevemente a metodologia econométrica utilizada. A seção 4 discute os dados e estabelece que variáveis são utilizadas para separar os ciclos da economia. A seção 5 mostra as evidências empíricas, enquanto a seção 6 mostra os resultados de alguns testes de robustez. A seção 7 traz as principais conclusões.

## **2. Multiplicadores Fiscais do Longo do Ciclo Econômico: revisão da literatura para o Brasil**

Como discutido antes, apenas recentemente a variação cíclica no tamanho dos multiplicadores fiscais passou a ser explorada empiricamente. Diante disso, as evidências empíricas para o Brasil são reduzidas.

Pires (2014) utiliza um modelo VAR com mudança de regime (*Markov Switching*) para avaliar os multiplicadores fiscais no período 1996-2012 e não encontra diferenças entre os multiplicadores em períodos de recessão e expansão. O multiplicador do consumo do governo é não significativo em ambos os regimes e o multiplicador do investimento é maior do que 1 e significativo apenas no período de baixa volatilidade.

Castelo-Branco *et al.* (2015), a partir de um modelo estrutural bayesiano com mudança de regimes markoviana (MS-SBVAR), encontram resultados semelhantes aos de Pires (2014) para o período 1999-2012. Além da evidência de que os multiplicadores não se alteram com as mudanças no

<sup>3</sup> Os principais artigos desta literatura serão revistos na próxima seção, onde ficará clara também a afirmação feita anteriormente de que a questão é controversa do ponto de vista empírico.

estado da economia, obtêm também um multiplicador da formação bruta de capital fixo maior do que um.

Orair *et al.* (2016) estimam um *smooth transition* VAR (STVAR) para o período 2002-2016 e trazem como diferencial a estimativa de multiplicadores fiscais para os diferentes tipos de gastos do governo. Em períodos de recessão as respostas do produto são mais intensas (maiores do que um) para os gastos com aquisições de ativos fixos, benefícios sociais e pessoal, mas nas expansões os choques dessas mesmas despesas não são significativos. Por outro lado, as respostas do produto aos choques dos subsídios e das demais despesas não são significativas ou apresentam baixa persistência, tanto no regime recessivo quanto no regime expansivo.

Grüdtner e Aragon (2017) também utilizam um *smooth transition* VAR (STVAR) para o período 1999.I-2015.IV e encontram que os multiplicadores de gastos (consumo mais investimentos do governo) não diferem entre os regimes de recessão e de expansão. Em contração econômica, após um choque de gastos do governo, o produto e os gastos aumentam, enquanto que em expansão, o choque de gastos não tem efeito sobre o produto e sobre o próprio gasto do governo.

Finalmente, Holland *et al.* (2019) utilizam diferentes metodologias e obtêm estimativas do multiplicador do gasto do governo próximas de zero para o período 1997-2018. Através da estimação de um vetor autorregressivo com limiar (TVAR) encontram um multiplicador maior no regime de alto crescimento, embora os resultados não se mostrem robustos.<sup>4</sup>

### 3. Metodologia Econométrica<sup>5</sup>

Para estimar funções-resposta a impulso e os multiplicadores fiscais utiliza-se o método de projeção local de Jordà (2005), aplicado inicialmente para calcular multiplicadores fiscais que dependem do estado da economia

<sup>4</sup> A versão inicial deste trabalho (Mendonça *et al.* 2017) usava somente um vetor autorregressivo estrutural (SVAR) e um vetor autorregressivo com limiar (TVAR). Na versão final (Holland *et al.* 2019), aceita para publicação, foi incorporado o método de projeção de Jordà. No entanto, o método é utilizado para estimar os multiplicadores, mas não para avaliar se esses são diferentes entre as fases do ciclo econômico.

<sup>5</sup> Esta seção segue proximoamente Jordà (2015) e Ramey e Zubairy (2018).

por Auerbach e Gorodnichenko (2013). Estes autores encontram evidências de que o tamanho do multiplicador fiscal nos Estados Unidos depende do ciclo, sendo os multiplicadores maiores nas recessões do que nas expansões. Ramey e Zubairy (2018), por sua vez, contestam este resultado e afirmam que os multiplicadores fiscais são independentes do ciclo.<sup>6</sup>

O método de projeção local tem algumas vantagens em relação a outros métodos.<sup>7</sup> Primeiro, é possível incorporar facilmente a dependência de estado ao modelo e não há necessidade de impor restrições dinâmicas nas funções-resposta a impulso (FRI) inerentes ao VAR. Segundo, dado que a resposta de cada variável endógena é estimada separadamente, o número de parâmetros a serem estimados simultaneamente é menor, o que aumenta o número de graus de liberdade. Terceiro, o estado da economia não precisa ficar permanentemente rígido dado que as FRIs são estimadas diretamente para cada horizonte de tempo, ao invés de serem obtidas recursivamente de um sistema estimado, como ocorre nos modelos VAR. Quarto, como as projeções locais são baseadas em regressões em sequência da variável endógena a cada horizonte de tempo, não é necessária a especificação e a estimação do sistema multivariado verdadeiro como ocorre com os modelos VAR. Como no VAR a resposta a impulso é uma função de previsões em horizontes cada vez mais distantes, os erros de especificação se acumulam com o horizonte de tempo, o mesmo não ocorrendo com as projeções locais.

O método de projeção de Jordà permite projetar o valor da variável dependente deslocada  $h$  períodos à frente, no conjunto de informações disponível no instante  $t$ . Deste modo, essas projeções são locais para cada horizonte. O método requer, assim, simplesmente a estimação de uma série de equações como a Equação (1) abaixo para cada horizonte  $h$ :

$$\tilde{X}_{t+h} = \alpha_h + \psi_h(L)\mathbf{z}_{t-1} + \beta_h \text{choque}_t + \varepsilon_{t+h} \quad (1)$$

Onde  $\tilde{X}_{t+h}$  denota a variável de interesse,  $\mathbf{z}_{t-1}$  é um vetor de variáveis de controle,  $\psi(L)$  é um polinômio do operador defasagem de ordem 1 e  $\text{choque}_t$  é o choque.<sup>8</sup>

<sup>6</sup> Antes disso, predominavam na literatura os modelos de vetores autorregressivos não lineares: *threshold VAR* (Baum e Koester 2011; Batini *et al.* 2012) e *Smooth Transition VAR - STVAR* (Auerbach e Gorodnichenko 2012; Cós e Moral-Benito 2016).

<sup>7</sup> Ver Auerbach e Gorodnichenko (2013), Ramey e Zubairy (2018).

<sup>8</sup> Outros trabalhos para o Brasil também utilizam apenas uma defasagem, como Mendonça *et al.* (2009) e Orair *et al.* (2016).

As variáveis de controle são compostas pelo produto real, gastos e receitas do governo. Para identificar os choques fiscais é usado o método de Blanchard e Perotti (2002) que se baseia na hipótese de que os gastos do governo dentro de um trimestre não respondem contemporaneamente às variáveis macroeconômicas. Dado que as variáveis de controle incluem a primeira defasagem do produto real, dos gastos e dos impostos, o choque é dado somente pelos gastos do governo no instante  $t$ .<sup>9</sup> Foi usado um horizonte  $H = 20$  trimestres.

O parâmetro  $\beta_h$  na Equação (1) dá a resposta da variável  $\tilde{X}$  no período  $t+h$  ao choque no período  $t$ . Desta maneira é possível construir as funções resposta a impulso como uma sequência de estimativas de  $\{\beta_h\}_{h=0}^t$ , obtida a partir de uma série de regressões individuais para cada horizonte de tempo.

Para levar em conta a dependência dos multiplicadores fiscais ao estado da economia, estima-se um conjunto de regressões como a Equação (2) abaixo para cada horizonte  $h$  (Auerbach e Gorodnichenko (2012)):

$$\begin{aligned} \tilde{X}_{t+h} = F(z_{t-1}) & [\alpha_h^R + \psi_h^R(L)z_{t-1} + \beta_h^R \text{choque}_t] \\ & + (1 - F(z_{t-1})) [\alpha_h^E + \psi_h^E(L)z_{t-1} + \beta_h^E \text{choque}_t] + \varepsilon_{t+h} \end{aligned} \quad (2)$$

$$F(z_t) = \frac{\exp(-\gamma z_t)}{1 + \exp(-\gamma z_t)}, \gamma > 0 \quad (3)$$

$$E(z_t) = 0 \text{ e } \text{var}(z_t) = 1 \quad (4)$$

Assim, todos os coeficientes do modelo são dependentes do estado da economia e, conseqüentemente, a previsão  $\tilde{X}_{t+h}$  depende do estado da economia quando o choque ocorreu. A função de transição dada por  $F(z_t)$  é monotonicamente crescente em  $z_t$ , a variável de transição.<sup>10</sup> A função de transição está limitada entre zero e um. O parâmetro  $\gamma$ , determina a suavidade da mudança entre zero (expansão extrema) e um (recessão extrema) e a identificação de restrição é que  $\gamma > 0$ . Se  $\gamma \rightarrow \infty$ , a Equação (2)

<sup>9</sup> Esta forma de identificar o choque fiscal é equivalente a usar o resíduo da projeção do log dos gastos do governo nas defasagens do próprio gasto, dos impostos e do produto. As inovações desta projeção são análogas às que seriam produzidas por um SVAR em que os choques são identificados por meio da decomposição de Cholesky com a variável gasto do governo ordenada primeiro.

<sup>10</sup> A variável  $z_t$  é um índice que indica as fases do ciclo econômico, assumindo valores positivos nos períodos de expansão e negativos em recessão. Essa variável é normalizada para ter variância unitária.

torna-se um modelo de regressão de mudança de dois regimes, ou seja, neste caso uma *dummy*  $I$  indica o estado da economia no momento do choque. Naturalmente  $R$  representa o estado recessivo e  $E$  o estado expansivo.<sup>11</sup>

Uma consequência do método de projeção de Jordà é a presença de correlação serial nos termos do erro, resultante do fato da variável dependente ser definida um período à frente. Para lidar com a autocorrelação dos erros são reportados os desvios-padrão corrigidos pelo método de Newey-West (1987).

Ramey e Zubairy (2018) chamam atenção para dois problemas potenciais que afetam as estimativas de multiplicadores fiscais e que precisam ser levados em conta para a obtenção de valores adequados. O primeiro diz respeito à transformação de elasticidades em multiplicadores. O uso de variáveis em logaritmos requer que as elasticidades estimadas sejam convertidas em valores monetários. A prática usual de fazer esta conversão *ex post*, usando a média amostral da razão produto/gastos do governo, no entanto, enviesa para cima o tamanho dos multiplicadores fiscais.

Para evitar este viés é adotada aqui a transformação sugerida por Hall (2009) e Barro e Redlick (2011) e adotada por Owyang *et al.* (2013).<sup>12</sup>

As variáveis dependentes,  $\tilde{X}_t$ , são definidas da seguinte forma:

$$\tilde{X}_{t+h} = \frac{X_{t+h} - X_{t-1}}{Y_{t-1}} \approx (\ln(X_{t+h}) - \ln(X_{t-1})) \frac{X_{t-1}}{Y_{t-1}} \quad (5)$$

Onde  $(\ln(X_{t+h}) - \ln(X_{t-1}))$  corresponde à mudança acumulada entre os instantes  $t - 1$  e  $t + h$  e  $Y_{t-1}$  é o produto real antes do impacto do choque no período  $t$ . Como o produto, os gastos do governo e os impostos são expressos nas mesmas unidades, o multiplicador para cada horizonte  $h$  é definido como a soma do produto durante o período de tempo dado o choque nos gastos.

O segundo diz respeito à definição correta de multiplicador num contexto dinâmico. Mountford e Uhlig (2009), Fisher e Peters (2010) e Ramey e Zubairy (2018) argumentam que os multiplicadores devem ser calculados como a integral da resposta do produto dividido pela integral da resposta

<sup>11</sup> Seguindo Auerbach e Gorodnichenko (2013) o indicador do estado da economia é o do período  $t-1$  para evitar *feedback* da política fiscal no estado da economia.

<sup>12</sup> Para mais detalhes ver Ramey e Zubairy (2018).

do gasto do governo, uma vez que desta maneira tem-se o acréscimo acumulado de produto relativamente ao gasto do governo acumulado durante um determinado período.<sup>13</sup>

No caso do modelo linear, o multiplicador acumulado pode ser estimado em um único passo, através da Equação (6), usando-se o choque como instrumento:

$$\sum_{i=0}^h \tilde{X}_{t+i} = \gamma_h + \phi_h(L)z_{t-1} + M_h \sum_{i=0}^h \frac{G_{t+i}-G_{t-1}}{Y_{t-1}} + \omega_{t+h} \text{ para } h = 0, 1, 2, \dots \quad (6)$$

Onde  $choque_t$  é um instrumento para  $\sum_{i=0}^h \frac{G_{t+i}-G_{t-1}}{Y_{t-1}}$ , a soma do gasto do

governo do instante  $t$  até  $t + h$ , e o termo  $\sum_{i=0}^h \tilde{X}_{t+i}$  é a soma da variável produto de  $t$  até  $t + h$ .<sup>14</sup>

No caso do modelo em que há dependência de estado as estimativas são obtidas a partir da estimação da seguinte equação:

$$\sum_{i=0}^h \tilde{X}_{t+i} = F(z_{t-1}) \left[ \gamma_h^R + \psi_h^R(L)z_{t-1} + M_h^R \sum_{i=0}^h \frac{G_{t+i}-G_{t-1}}{Y_{t-1}} \right] + (1 - F(z_{t-1})) \left[ \gamma_h^E + \psi_h^E(L)z_{t-1} + M_h^E \sum_{i=0}^h \frac{G_{t+i}-G_{t-1}}{Y_{t-1}} \right] + \omega_{t+h} \quad (7)$$

Onde  $F(z_{t-1})choque_t$  e  $(1 - F(z_{t-1}))choque_t$  são os instrumentos para a interação dos gastos do governo acumulados com os indicadores de estado de recessão e expansão, respectivamente,  $M_h^R$  e  $M_h^E$  são os multiplicadores dependentes do estado.<sup>15</sup> Os erros padrão são robustos tanto à presença de heterocedasticidade quanto à presença de autocorrelação (HAC).

<sup>13</sup> Ramey e Zubairy (2018) observam que muitos artigos calculam erroneamente os multiplicadores. Para Blanchard e Perotti (2002), por exemplo, o multiplicador é dado pela razão entre o pico da resposta do produto e o choque inicial dos gastos do governo. Para Auerbach e Gorodnichenko (2012) e Auerbach e Gorodnichenko (2013) o multiplicador é a média da resposta do produto ao choque inicial nos gastos do governo.

<sup>14</sup> Esta forma de estimar o multiplicador dinâmico  $M_h$  é similar ao resultado do seguinte método por três passos: (i) estimar a equação (1) para o produto (e para as demais variáveis das contas nacionais e impostos) para cada horizonte até  $h$  e soma os  $\beta_h$ ; (ii) estimar a equação (1) para a variável gasto do governo para cada horizonte até  $h$  e soma os  $\beta_{h_i}$ ; (iii) calcular os multiplicadores como o resultado de (i) dividido pelo resultado de (ii) ( $M_h = \frac{\sum_{j=0}^h \beta_{y,j}}{\sum_{j=0}^h \beta_{g,j}}$ ). Deve-se observar, contudo, que a equivalência entre o procedimento em 1 passo e o procedimento em 3 passos somente se verifica se todas as regressões forem estimadas para a mesma amostra. Isto quer dizer que as regressões para os horizontes 0, 1, 2, ... devem excluir a última observação  $h$ .

<sup>15</sup> Os multiplicadores dependentes do estado obtidos usando-se o procedimento de um passo dado pela equação (7) são novamente idênticos aos multiplicadores dependentes do estado obtidos através do método de três passos desde que a amostra seja mantida constante

#### 4. Dados

Para estimar os multiplicadores serão utilizados dados trimestrais do governo central brasileiro do primeiro trimestre de 1997 (1997T1) até o segundo trimestre de 2017 (2017T2).<sup>16</sup> Optou-se por dados trimestrais ao invés de dados anuais porque os agentes podem reagir rapidamente a notícias sobre gastos do governo ou impostos e porque o estado da economia pode mudar inesperadamente.

A variável de gastos é dada pela despesa primária do governo central, formada pelas despesas com pessoal e encargos, benefícios sociais (Previdência, LOAS/RMV, Abono e Seguro Desemprego e Bolsa Família), subsídios, custeio e capital (investimento e demais). Esta série resulta de inúmeros ajustes feitos aos dados originais do Tesouro Nacional para despesas primárias (que procura corrigir a “contabilidade criativa” e as “pedaladas fiscais”), que foram feitos conforme metodologia explicitada por Gobetti e Orair (2017). Além disso, os gastos implícitos do Tesouro com empréstimos ao BNDES (que estão fora do resultado primário e diluídos na conta de juros nominais líquidos das estatísticas fiscais) são incorporados à conta Subsídios. Também são adicionados à conta Subsídios os gastos com o programa Minha Casa Minha Vida, que oficialmente entram na conta de Investimentos, e os subsídios da Conta de Desenvolvimento Energético (CDE).

Já a variável de receita é dada pela receita primária do governo central, também calculada por Gobetti e Orair (2017). A série de produto é obtida das contas nacionais (IBGE). Todas as séries foram deflacionadas pelo deflator implícito do PIB e depois dessazonalizadas pelo método X-12 ARIMA.

O estado da economia, ou seja, a diferenciação entre períodos de expansão e contração foi determinado inicialmente usando-se a taxa de crescimento do PIB real dada por  $100 \times (\ln(PIB_t) - \ln(PIB_{t-1}))$ .

Posteriormente, a fim de verificar a sensibilidade dos resultados à escolha da variável que determina a transição entre os estados da economia, são utilizadas outras duas alternativas. A primeira é o hiato do produto, calculado a partir da estimativa do produto potencial de Souza-Júnior

<sup>16</sup> A opção por utilizar dados do governo central se deve apenas ao fato de inexistirem estatísticas acima da linha (detalhadas por receitas e despesas) para os governos regionais para o período anterior a 2002.

(2017) baseada na metodologia da função de produção (Souza-Júnior e Caetano 2013; Souza-Júnior 2015). A segunda é o nível de utilização da capacidade instalada (NUCI) medida por meio da série mensal construída pela Confederação Nacional da Indústria (CNI) e disponibilizada pelo IPEADATA. A referida série foi dessazonalizada pelo método X-12 ARIMA e convertida para a frequência trimestral calculando a média dos valores observados em cada trimestre.

Antes de apresentar as estimativas dos multiplicadores é preciso explicar melhor a construção de  $F(z_t)$ . Como descrito anteriormente, para calcular  $F(z_t)$  é preciso definir a variável de transição  $z_t$ , que capta a mudança da economia entre as fases recessivas e expansivas. A variância de  $z_t$  é normalizada em um para que o parâmetro de suavização  $\gamma$  seja invariante à escala. Como se assume que o parâmetro  $\gamma$  seja maior do que zero, os períodos de recessão severa são definidos como aqueles em que  $F(z_t)$  está próximo da unidade e os períodos de expansão forte aqueles em que  $(1 - F(z_t))$  está próximo da unidade. Assim,  $F(z_t)$  pode ser interpretada como a probabilidade de a economia estar em recessão.

Uma alternativa à hipótese de uma transição suave entre as fases do ciclo seria adotar uma abordagem de resposta binária, mas isto poderia resultar em regimes com poucas observações, o que tornaria as estimativas menos precisas.

No que diz respeito propriamente à variável  $z_t$  aqui utiliza-se inicialmente as médias móveis das taxas de crescimento do produto. Duas razões justificam essa escolha. Primeiro, facilita a comparação com os trabalhos feitos para o Brasil como Orair *et al.* (2016), que utilizam a média móvel de 6 meses da taxa de crescimento do PIB, e Grüdtner e Aragon (2017), que utilizam a taxa de crescimento do PIB real.<sup>17</sup> Segundo, porque evita um problema adicional que é a escolha do melhor filtro ou forma de obter os componentes cíclicos. De qualquer forma, na seção de análise de robustez dos resultados segue-se Cos e Moral-Benito (2016), que propõem também o uso de outras medidas para avaliar os regimes econômicos na Espanha. Desta forma, além da taxa de crescimento, são usadas ainda como variáveis de transição as médias móveis do hiato do produto e do nível de utilização da capacidade instalada.

<sup>17</sup> Orair *et al.* (2017) justificam o uso da média móvel de 6 meses da taxa de crescimento do PIB com o argumento de que recessões podem ser "definidas" como contrações gerais na atividade econômica por dois trimestres.

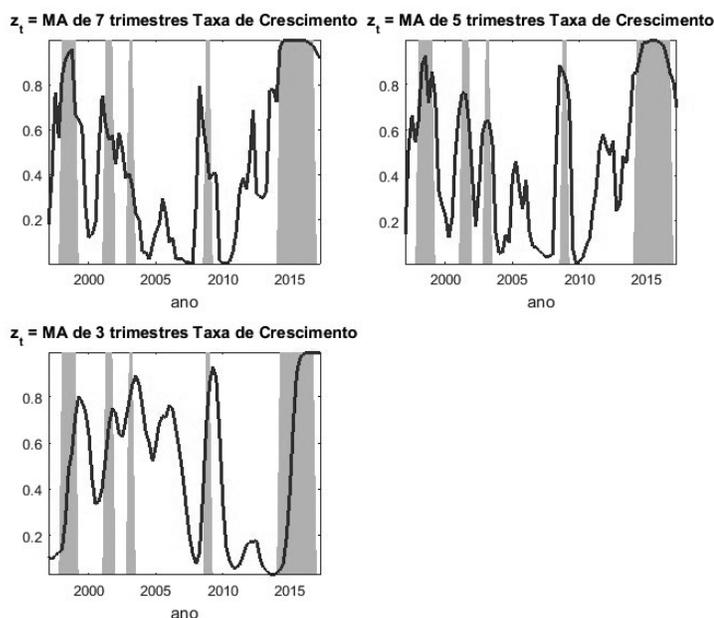
Auerbach e Gorodnichenko (2012) calibram o parâmetro  $\gamma$  de modo que a quantidade de períodos recessivos siga a datação dos ciclos feita pelo *National Bureau of Economic Research* (NBER). Novamente, para fins de comparação segue-se Orair *et al.* (2016) e Grüdtner e Aragon (2017) e calibra-se  $\gamma$  de tal modo que a duração das recessões no Brasil fique de acordo com a datação de ciclos de negócios definida pelo Comitê de Datação de Ciclos Econômicos (CODACE) do Instituto Brasileiro de Economia da Fundação Getúlio Vargas (IBRE/FGV). Foram adotados os períodos e a duração em trimestres das recessões e expansões divulgados no cronograma trimestral do ciclo de negócios de 30/10/2017.

São utilizadas as médias móveis de 7 trimestres, 5 trimestres e 3 trimestres das taxas de crescimento do produto.<sup>18</sup> De acordo com o CODACE, a economia brasileira esteve em recessão em cerca de 28% dos trimestres do período 1997: T1-2017: T2. Desta forma, para que a variável de transição fosse consistente com a datação feita pelo CODACE, a calibragem do parâmetro  $\gamma$  é feita de tal forma que  $Pr(F(z_t) > 0,72) = 0,28$  fosse respeitada, uma vez que definiu-se que a economia está em recessão se  $F(Z_t) > 0,72$ .<sup>19</sup> Para a média móvel de 7, 5 e 3 trimestres da taxa de crescimento, o  $\gamma$  é calibrado em 3,04, 2,11 e 1,56, respectivamente.

A Figura 1 mostra as probabilidades induzidas pela especificação da variável  $F(z_t)$  com base nas três médias móveis discutidas anteriormente, comparando-as com a datação do ciclo econômico feita pelo CODACE (assinalada por meio de barras cinzas). Aparentemente o modelo parece replicar bem o ciclo de negócios ao longo do período da amostra.

<sup>18</sup> Segue-se neste ponto Auerbach e Gorodnichenko (2012), que usam a média móvel de 7 trimestres da taxa de crescimento real do PIB para separar os regimes entre recessão e expansão.

<sup>19</sup> Orair *et al.* (2016) estabelecem que a economia está em recessão se  $F(z_t)$ . Para Grüdtner e Aragon (2017) a função  $F(z_t)$  assume valores maiores do que 0,85 em períodos de recessão.



**Figura 1 - Variáveis de Transição**

Nota: A região sombreada mostra os períodos em recessão conforme definido pelo CODACE. A linha azul sólida mostra o peso no regime de recessão  $F(z)$ . MA indica a média móvel.

## 5. Resultados<sup>20</sup>

Como discutido anteriormente, a utilização do método de Projeção Local de Jordà implica correlação serial nos termos do erro, o que impede o uso da regra de bolso de uma estatística F inferior a 10 como indicativa de instrumento fraco (Staiger e Stock 1997).

Assim, segue-se mais uma vez Ramey e Zubairy (2018) e utiliza-se as estatísticas F efetivas (*effective F-statistics*) e os limiares de Olea e Pflueger (2013) para averiguar a relevância do instrumento dado pelo choque Blanchard e Perotti (2002).

<sup>20</sup> São apresentados os resultados utilizando-se como variável de transição a média móvel de 7 trimestres da taxa de crescimento do produto. Os resultados quando são utilizadas as médias móveis de 5 trimestres e 3 trimestres não são muito diferentes e podem ser obtidos diretamente com os autores.

A Figura 2 mostra a diferença entre as estatísticas F efetivas do primeiro estágio (regressão da soma do gasto real do governo de  $t$  a  $t+h$  nos choques em  $t$ , produto defasado, impostos defasados e despesas do governo defasadas) e os *thresholds* de Olea e Pflueger (2013). Quando esta diferença é positiva (a estatística F é maior do que o *threshold*) há indicação de que o instrumento é forte.

A partir da Figura 2 é possível inferir que:

- 1) Para o modelo linear o instrumento é relevante durante todos os trimestres porque a diferença entre estatística F e o limiar de Olea e Pflueger (2013) é sempre positiva.
- 2) O instrumento é relevante durante os períodos de expansão, enquanto que nos períodos de recessão o instrumento é relevante somente até o sétimo trimestre.

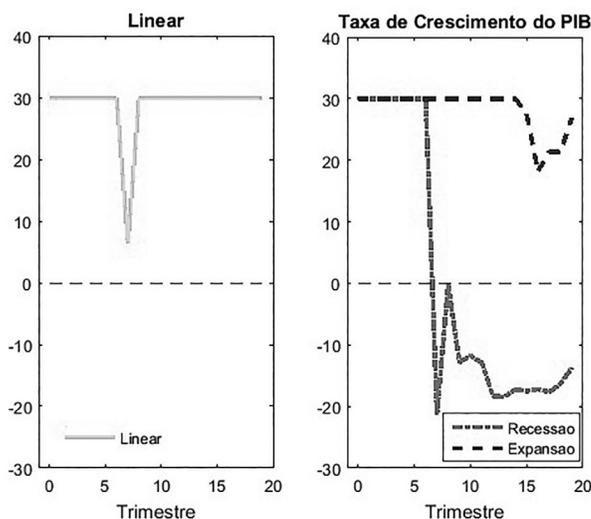


Figura 2 - Teste de relevância dos instrumentos

Nota: O gráfico reporta as diferenças entre as estatísticas efetivas F e o *threshold* de Olea e Pflueger (2013) para testar se o instrumento do primeiro estágio é fraco para as Equações (6) e (7). O *threshold* é 23,1 para o valor crítico de 5% para testar a hipótese nula de que o viés de mínimos quadrados dois estágios excede 10% do viés dos mínimos quadrados ordinários. Todas as estatísticas são robustas a heterocedasticidade e correlação serial.

A Tabela 1 apresenta os resultados do modelo linear, após um choque de despesa primária de 1% do PIB. Os cálculos dos multiplicadores (impacto, um ano e dois anos) são feitos através do  $M_h$  da Equação (6).

É possível notar que o multiplicador cresce bastante ao longo do horizonte de tempo, sendo igual a 0,1748 no impacto, e 0,7110 e 2,7931, um ano e dois anos após o choque, respectivamente, indicando forte efeito das despesas primárias sobre o PIB somente depois de oito trimestres do choque fiscal. Apenas o multiplicador de impacto não é significativo.

**Tabela 1 - Multiplicador do Modelo Linear**

Multiplicador de Impacto	0,1748 (0,1977)
Multiplicador de 4 trimestres	0,7110** (0,3380)
Multiplicador de 8 trimestres	2,7931*** (0,5602)

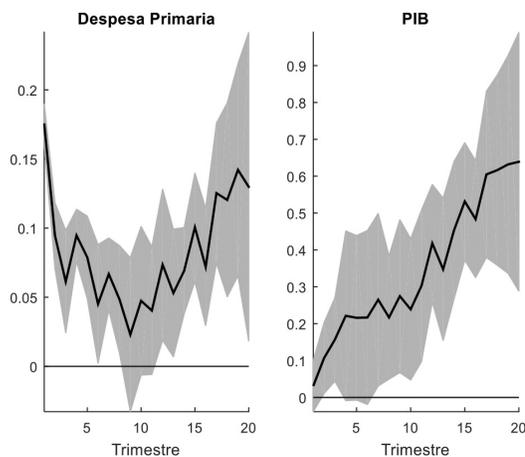
Nota: (\*\*\*) significativo a 1%; (\*\*) significativo a 5%; (\*) significativo a 10%. Erros padrão do HAC entre parênteses.

Para fins de comparação, vale a pena apresentar algumas estimativas existentes para o multiplicador fiscal no Brasil. Peres (2007), usando um modelo VAR para o período 1994-2005, encontra multiplicadores entre 0,3 e 0,4. Cavalcanti e Silva (2009), Orenge (2012) e Matheson e Pereira (2016), estimam modelos SVAR, ainda que para períodos diferentes, e encontram multiplicadores fiscais próximos de zero, no intervalo 0,7-1 e cerca de 0,5, respectivamente. Mendonça et al. (2009), usando o método de restrições de sinais, encontram um multiplicador negativo para o período 1995-2007. Finalmente, Holland et al. (2019) afirmam que a melhor estimativa que conseguem obter para o multiplicador dos gastos, usando diferentes metodologias, é próxima de zero. Não há, dessa forma, consenso com relação à magnitude do multiplicador de gastos para o Brasil.

A sensibilidade dos multiplicadores ao período amostral e à especificação econométrica é conhecida. No entanto, existe um consenso de que os multiplicadores fiscais em mercados emergentes são menores do que aqueles em economias avançadas. Contudo, ainda que as magnitudes encontradas

para um mercado emergente médio sejam utilizadas como métrica, não é possível se afirmar muita coisa para o Brasil. Usando um painel de países emergentes, Ilzetzki (2013) calcula que os estimadores de gastos de curto prazo se situam no intervalo 0,1–0,3. Como alguns resultados estão acima deste intervalo e outros abaixo deste intervalo, não é possível nem mesmo dizer se os multiplicadores são maiores ou menores do que os observados em outros países emergentes. O que fica confirmada mesmo é somente a conhecida dificuldade de medir multiplicadores fiscais.

A Figura 3 mostra as respostas das despesas primárias e do produto a um choque B-P, cujas bandas de 95% de confiança são baseadas nos erros padrão de Newey-West. A despesa primária mostra uma queda durante os primeiros 10 trimestres e logo após aumenta até o final do período de 20 trimestres. Já o PIB, embora apresente algumas oscilações, tem comportamento crescente durante todo o horizonte em questão.



**Figura 3 - Função Resposta ao Impulso do Modelo Linear: Despesa Primária e PIB**

Nota: Resposta da despesa primária e do PIB a um choque de gastos primários de 1% do PIB. As áreas sombreadas correspondem ao intervalo de confiança de 95%.

As estimativas dos multiplicadores ao longo do ciclo,  $M_h^R$  e  $M_h^E$  na Equação (7), para períodos de recessão e de expansão, respectivamente, são apresentadas na Tabela 2. As estimativas mostram que os multiplicadores cumulativos crescem ao longo do horizonte de tempo. Os multiplicadores de impacto não são estatisticamente significantes, o mesmo não ocorrendo com os multiplicadores de 4 e 8 trimestres.

O que mais chama atenção na Tabela 2 é o fato dos multiplicadores em recessão serem menores do que os de expansão – resultado semelhante ao encontrado por Owyang *et al.* (2013) para os Estados Unidos e Holland *et al.* (2019) para o Brasil - e contrário ao predominante na literatura internacional (por exemplo, Auerbach e Gorodnichenko 2012, 2013; Fazzari *et al.* 2015) e ao encontrado por Orair *et al.* (2016) e Grüdtner e Aragon (2017) para o caso brasileiro.

Tabela 2 - Multiplicadores do Modelo não Linear

		Multiplicador de Impacto	Multiplicador 4 trimestres	Multiplicador 8 trimestres
Taxa de Crescimento do PIB	Recessão	0,0460 (0,1545)	0,5389*** (0,2597)	2,7077 (2,3464)
	Expansão	0,5962 (0,4148)	1,3185** (0,5879)	3,4729*** (0,3355)
P-valor para diferença entre estados	HAC	0,0694	0,1356	0,0030
	AR	0,0000	0,0985	0,1455

Nota: (\*\*\*) significativo a 1%; (\*\*) significativo a 5%; (\*) significativo a 10%. Erros padrão do HAC entre parênteses.

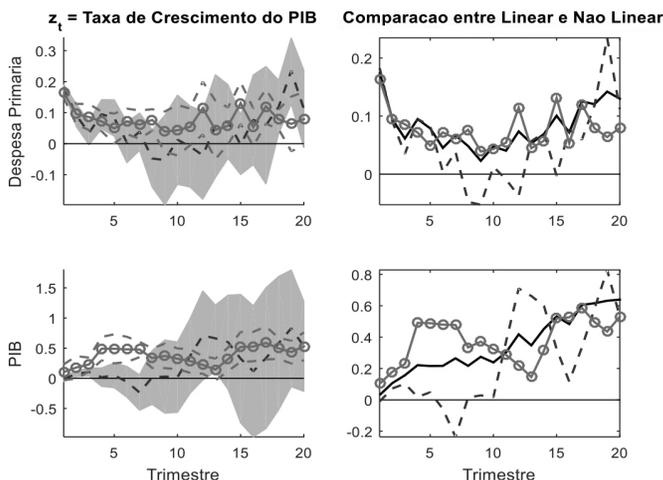
Para verificar se as estimativas dos multiplicadores diferem entre os estados, ou seja, testar se  $M_h^R = M_h^E$ , são apresentados os *p*-valores baseados nos erros padrão consistentes com heterocedasticidade e autocorrelação (HAC) e no teste *t* de Anderson e Rubin – AR (1949). O primeiro é válido para instrumentos fortes, enquanto o segundo é robusto a instrumentos fracos, embora tenha baixo poder.

Para os multiplicadores de impacto, devido ao fato de os instrumentos serem relevantes, é utilizada a estatística HAC. Esta sugere que não há diferença entre os multiplicadores ao longo do ciclo. No caso dos multiplicadores no horizonte de 4 trimestres os testes HAC e AR geram os mesmos resultados e indicam que o multiplicador independe do estado da economia. Como o instrumento é relevante somente no horizonte de 7 trimestres, para avaliar o resultado para o horizonte de 8 trimestres é preferível utilizar a estatística AR. Novamente, não há evidência de que a magnitude do multiplicador difere ao longo do ciclo econômico. Esse resultado corrobora os já existentes para o Brasil, com exceção de Orair *et al.* (2016).

A Figura 4 mostra as respostas da despesa primária e do produto a um choque fiscal para o modelo não linear. As linhas azuis tracejadas são as respostas nos períodos de recessão, ao passo que as vermelhas com círculos correspondem às respostas em períodos de expansão. As faixas com 95% de intervalo de confiança são mostradas na primeira coluna. A segunda coluna apresenta os resultados tanto do modelo não linear, quanto do linear.

Tanto para o PIB quanto para a despesa primária, as respostas a impulso apresentam um comportamento de oscilação, porém crescente com o passar dos trimestres. Vale notar também que a resposta a impulso quando a economia está em regime de expansão é sempre positiva e quando a economia está em recessão, em alguns poucos períodos, é negativa.

Na coluna da direita é possível comparar as respostas a impulso da despesa primária e do PIB nos três casos (linear, expansão e recessão). Para a despesa primária, as repostas a impulso no caso linear e em expansão são semelhantes; elas se descolam somente no final do horizonte, quando as medições provenientes do caso linear ficam maiores. Por outro lado, em recessão observa-se maior volatilidade, notando-se após o choque valores negativos, conforme já comentado. Para o PIB a resposta do modelo linear está sempre entre a resposta para os regimes de expansão e contração e as três são praticamente idênticas no final do horizonte.



**Figura 4 - Função Resposta ao Impulso do Modelo Não Linear - Variável de Transição Taxa de Crescimento do PIB**

Nota: Respostas do modelo não linear da despesa primária e do PIB a um choque de gastos primários de 1% do PIB. As áreas sombreadas correspondem ao intervalo de confiança de 95%.

## 6. Testes de robustez

É importante avaliar quão robustos os resultados a especificações alternativas.<sup>21</sup>

A primeira mudança envolve a substituição do deflator do PIB pelo IPCA. A diferença sistemática entre o IPCA e o deflator do PIB é um fato conhecido. Segundo Schymura (2017), entre os anos de 1996 e 2015, a inflação medida pelo IPCA ficou em média, 1,4 ponto percentual (p.p.) abaixo da inflação medida pelo deflator do PIB a cada ano.<sup>22</sup>

A segunda mudança consiste na inclusão de uma tendência linear, uma vez que as séries temporais usadas podem ser sensíveis à presença de tendências.

Nas estimativas anteriores as variações percentuais das despesas do governo foram convertidas em variações em reais (R\$), usando-se o valor da razão gasto do governo-produto (G/Y) em cada momento do tempo ao invés das médias amostrais. A ciclicidade do produto, contudo, pode enviesar as estimativas dos multiplicadores.<sup>23</sup> Assim, como terceira mudança é adotada a transformação sugerida por Miyamoto *et al.* (2018), em que as despesas primárias e o produto são divididos pelo produto potencial:  $\frac{Y_{t+h}-Y_{t-1}}{\bar{Y}_{t-1}}$  e  $\frac{G_{t+h}-G_{t-1}}{\bar{Y}_{t-1}}$ , onde  $\bar{Y}$  é o produto potencial.

Por fim, a quarta e última mudança envolve a exclusão dos últimos trimestres da amostra (a partir do segundo trimestre de 2014), período em que começou a grave crise econômica do país.

A Tabela 3 apresenta os resultados para o modelo linear. Como é possível observar, os multiplicadores de impacto continuam sendo menores do que 0,5 e estatisticamente não significantes. Os multiplicadores após um ano do choque fiscal, exceto para o teste com o PIB potencial, são maiores do que um. Finalmente, depois de oito trimestres, todos os multiplicadores são maiores do que dois e estatisticamente significantes.

<sup>21</sup> As funções resposta a impulso não são apresentadas aqui, mas podem ser obtidas diretamente com os autores.

<sup>22</sup> Gobetti e Orair (2017), por sua vez, mostram que as taxas de crescimento das despesas e receitas primárias, quando deflacionadas pelo IPCA são, em média, 1,5 p.p. mais altas, do que quando deflacionadas pelo deflator implícito do PIB.

<sup>23</sup> O problema emerge da Equação (5), em que  $\frac{Y_{t+h}-Y_{t-1}}{Y_{t-1}}$  e  $\frac{G_{t+h}-G_{t-1}}{Y_{t-1}}$  estão correlacionados, pois  $Y_{t-1}$  aparece no denominador e varia ao longo do ciclo econômico.

Tabela 3 - Multiplicadores do Modelo Linear - Testes de Robustez

	IPCA	Tendência Linear	PIB Potencial	Período Truncado
Multiplicador de Impacto	0,4249 (0,3342)	0,3953 (0,1663)	0,1752 (0,1961)	0,4789 (0,3373)
Multiplicador de 4 trimestres	1,0808** (0,5125)	1,2094*** (0,2091)	0,7108 (0,3385)	1,0533 (0,4097)
Multiplicador de 8 trimestres	3,1966*** (0,3993)	2,9863*** (0,5030)	2,8169*** (0,5664)	2,1304*** (0,3090)

Nota: (\*\*\*) significativo a 1%; (\*\*) significativo a 5%; (\*) significativo a 10%. Erros padrão do HAC entre parênteses.

A Tabela 4 traz os resultados dos testes de robustez para o modelo não linear.

Tabela 4 - Multiplicadores do Modelo Não Linear - Testes de Robustez

		IPCA	Tendência Linear	PIB Potencial	Período Truncado
Impacto	Recessão	0,2577 (0,2826)	0,0038** (0,2330)	0,0506 (0,1536)	0,2214 (1,1674)
	Expansão	0,9248 (0,6725)	0,5898 (0,4176)	0,6035 (0,4162)	0,5120 (0,4268)
P-valor para diferença entre estados	HAC	0,2509	0,0625	0,0714	0,1395
	AR	0,0000	0,0000	0,0000	0,0000
4 trimestres	Recessão	0,8291** (0,3305)	0,3163 (0,3144)	0,5433** (0,2541)	0,7858 (1,1345)
	Expansão	1,8450** (0,7824)	1,2402** (0,5788)	1,3418** (0,5931)	1,1160* (0,6420)
P-valor para diferença entre estados	HAC	0,1252	0,0945	0,1580	0,1103
	AR	0,1340	0,1140	0,0957	0,2401
8 trimestres	Recessão	3,0304** (1,3023)	2,8785 (2,1786)	2,7586 (2,3726)	1,7613 (1,6711)
	Expansão	4,2307*** (0,4392)	3,1254*** (0,4482)	3,5355 (0,3422)	3,4424*** (0,1592)
P-valor para diferença entre estados	HAC	0,0100	0,0501	0,0041	0,0000
	AR	0,0643	0,1693	0,1433	0,0813

Nota: (\*\*\*) significativo a 1%; (\*\*) significativo a 5%; (\*) significativo a 10%. Erros padrão do HAC entre parênteses.

As evidências obtidas corroboram os resultados iniciais, ou seja, os multiplicadores são menores em recessão do que em expansão; os multiplicadores de impacto não são estatisticamente significantes, e somente os multiplicadores de 1 e 2 anos para os períodos de expansão são estatisticamente significantes.

Como explicitado anteriormente, a decisão de usar a taxa de crescimento do produto como variável de transição foi tomada para facilitar a comparação com outros trabalhos sobre multiplicadores fiscais ao longo do ciclo feitos para o Brasil, que também usam esta variável.

Baum *et al.* (2012), contudo, explicitam argumentos fortes para justificar o uso do hiato do produto: “The reasons to employ the output gap instead of the GDP growth rate are manifold. The output gap is the measure most commonly used to identify economic cycles, as it is seen not only as reliable ex-post but also as a reliable real-time indicator for policymakers. It is thus an appropriate choice given our focus on downturns and expansions. More importantly, one argument for fiscal policy being more effective in downturns than in expansions is that under a negative output gap, excess capacities are available in the economy, making the crowding out of private investment lower. This argument is expected to hold as long as the output gap is negative, which can hardly be captured by low or negative growth rates. The GDP growth rate has also the disadvantage that it can be positive after output has reached its trough, while a negative output gap can prevail for various further quarters (see Woo, Kinda, and Poplawski-Ribeiro 2012). Furthermore, the usual presence of positive serial correlation in GDP growth rates plays a role in explaining business cycles length. Business cycles are often found to be shorter when one uses the GDP growth rate (Harding and Pagan 2002, 6)”.

Diante disso, procura-se verificar o efeito da escolha da variável de transição sobre os resultados, usando-se o hiato do produto e também o NUCI. Os resultados são apresentados na Tabela 5.

Tabela 5- Multiplicadores do Modelo Não Linear - Hiato do produto e NUCI como variáveis de transição

		Multiplicador de Impacto	Multiplicador 4 trimestres	Multiplicador 8 trimestres
Hiato	Recessão	0,7898***	2,4108***	5,7759***
		(0,2321)	(0,5640)	(1,3062)
	Expansão	0,4614	1,5850	3,0819*
		(0,4268)	(0,5965)	(1,7483)
P-valor para diferença entre estados	HAC	0,1736	0,0483	0,0763
	AR	0,0000	0,1144	0,1010
NUCI	Recessão	0,4266*	1,4633***	0,8029
		(0,2269)	(0,4271)	(4,3047)
	Expansão	0,4838	1,1772**	3,1176***
		(0,3761)	(0,5552)	(0,5992)
P-valor para diferença entre estados	HAC	0,9549	0,4937	0,4002
	AR	0,0000	0,5939	0,1434

Nota: (\*\*\*) significativo a 1%; (\*\*) significativo a 5%; (\*) significativo a 10%. Erros padrão do HAC entre parênteses.

Quando a variável de transição é o hiato do produto, os multiplicadores em recessão são sempre estatisticamente significantes e maiores do que os multiplicadores em expansão. Por outro lado, não parece haver evidência de que os multiplicadores são diferentes entre as fases do ciclo. Quando a variável de transição é o NUCI, os multiplicadores (impacto e 4 trimestres) em recessão são estatisticamente significantes e novamente não parece haver diferença entre os multiplicadores quando a economia está na fase recessiva ou expansiva.

## 7. Conclusão

A crise financeira de 2008/2009 reforçou o interesse dos *policymakers* e da academia pelo papel estabilizador da política fiscal, ou seja, pela sua capacidade de agir como um instrumento capaz de promover o crescimento econômico e impedir o aumento do desemprego.

Nos últimos anos, a pesquisa empírica sobre os efeitos dos gastos do governo foi intensificada, passando a existência de respostas não lineares, particularmente no que diz respeito ao ciclo econômico, a ser a principal preocupação.

O objetivo deste artigo é verificar os impactos dos choques fiscais sobre o produto brasileiro e especialmente avaliar se os multiplicadores dos gastos do governo variam com o estado do ciclo de negócios. Desta forma, são estimados os tamanhos dos multiplicadores de gastos sob dois regimes econômicos (recessão/expansão).

Para averiguar se os multiplicadores são diferentes a depender do ciclo econômico, foram seguidos os procedimentos de Auerbach e Gorodnichenko (2013), Owyang *et al.* (2013) e Ramey e Zubairy (2018).

Inicialmente, para facilitar a comparação com os outros trabalhos existentes para o Brasil, toma-se a taxa de crescimento do produto como a variável que define o estado da economia. Neste caso, os multiplicadores fiscais obtidos são maiores em expansão do que em recessão. Este resultado corrobora a evidência obtida por Holland *et al.* (2019), mas contradiz a evidência obtida por Orair *et al.* (2016) e Grüdtner e Aragon (2017). O resultado é robusto a uma série de especificações alternativas, mas não à variável que define as fases do ciclo. Quando a variável de transição é o hiato do produto, os multiplicadores nos períodos recessivos são maiores do que os multiplicadores nos períodos expansivos. Não existe, no entanto, diferença entre os multiplicadores ao longo do ciclo, para qualquer variável de transição. Este resultado confirma a maior parte da evidência existente para o Brasil, com exceção da obtida por Orair *et al.* (2016).

Como o resultado robusto parece ser o de ausência de variação cíclica do multiplicador (ou seja, o *timing* dos choques fiscais não importa), a decisão com relação às políticas de consolidação fiscal parece não depender do estado da economia.

A análise pode ser ampliada em várias direções. A primeira e mais óbvia consiste em avaliar os efeitos de diferentes componentes do gasto e como esses estão relacionados com o estado da economia. O resultado inesperado, encontrado por Orair *et al.* (2016), de que o multiplicador dos gastos de pessoal é maior do que um e um pouco menor do que o multiplicador dos benefícios sociais indica que ainda há muito a se fazer nesta direção.

Outra alternativa envolve avaliar se o tamanho dos multiplicadores fiscais depende de outros fatores que não o estado do ciclo econômico, como a natureza do choque fiscal, o estado das finanças públicas e a interação com a política monetária.

Infelizmente limitações exógenas impedem que se avance no cálculo dos multiplicadores fiscais no Brasil. Conforme apontam Orair *et al.* (2016), há carência de séries estatísticas fiscais conceitualmente adequadas e consideravelmente longas. A conveniência da extensão dos dados é ressaltada também por Ramey e Zubairy (2018), que argumentam que séries históricas são fundamentais para a estimação dos multiplicadores. Uma outra dificuldade é a identificação dos choques nos gastos do governo, conforme apontado anteriormente. A identificação dos choques feita por Blanchard e Perotti (2002) assume que a inovação nos gastos é não esperada, uma vez que ela corresponde à inovação nos gastos não prevista pelos controles. Como em teoria os agentes respondem imediatamente a choques de gastos que eles antecipam, a inovação estimada sem dados de previsão não pode ser considerada um choque não esperado se o governo anuncia os gastos. Daí a importância de se incluir dados de previsão no modelo, mas mais uma vez nos deparamos com um problema de dados visto que previsões de gastos do governo não estão disponíveis para a economia brasileira.

## Referências

- Anderson, T.W.; Rubin, H. 1949. Estimation of the parameters of a single equation in a complete system of stochastic equation. *Annals of Mathematical Statistics* 20: 46-63.
- Auerbach, A.J.; Gorodnichenko, Y. 2012. Measuring the output responses to fiscal policy. *American Economic Journal: economic policy* 4(2) p. 1-27.
- Auerbach, A.J.; Gorodnichenko, Y. 2013. Fiscal multipliers in recession and expansion. Em Alesina, A.; Giavazzi, F. (eds), *Fiscal policy after the financial crisis*, University of Chicago Press.
- Baum, A.; Koester G.B. 2011. The impact of fiscal policy on economic activity over the business cycle: evidence from a threshold VAR analysis. Discussion paper series 1: *Economic Studies* 03/2011, Deutsche Bundesbank.
- Baum, A.; Poplawski-Ribeiro, M.; Weber, A. 2012. Fiscal multipliers and the state of the economy, IMF Working Paper 12/286.
- Batini, N.; Callegari, G.; Melina, G. 2012. Successful austerity in the United States, Europe and Japan. IMF Working Paper 12/190.
- Barro, R. J.; Redlick, C. J. 2011. Macroeconomic effects from government purchases and taxes. *Quarterly Journal of Economics* 126(1): 51-102.

- Blanchard, O.; Perotti, R. 2002. An empirical characterization of the dynamic effects of changes in government spending and taxes on output. *The Quarterly Journal of Economics* 117: 1329–1368.
- Caggiano, G.; Castelnuovo, E.; Colombo, V.; Nodari, G. 2015. Estimating fiscal multipliers: news from a non-linear world. *Economic Journal* 125(584): 746 – 776.
- Castelo-Branco, M.A.; Lima, E.C. R.; Lima, L.F. 2015. Mudanças de regime e multiplicadores fiscais no Brasil entre 1999–2012: uma avaliação empírica. *Anais XLIII ENCONTRO NACIONAL DE ECONOMIA DA ANPEC*. Florianópolis: ANPEC.
- Cavalcanti, M.A.; Silva, N.L. 2010. Dívida pública, política fiscal e nível de atividade: uma abordagem var para o Brasil no período 1995–2008. *Economia Aplicada* 14(4): 391–418.
- Christiano, L.; Eichenbaum, M.; Rebelo, S. 2011. When is the government spending multiplier large? *Journal of Political Economy* 119(1): 78–121.
- Cos, P. H. De; Moral-Benito, E. 2016. Fiscal multipliers in turbulent times: the case of Spain. *Empirical Economics* 50(4): 1589–1625.
- Fazzari, S.M.; Morley, J.; Panovska, I. 2015. State-dependent effects of fiscal policy. *Studies in nonlinear Dynamics & Econometrics* 19(3): 285–315.
- Fisher, J.D.M.; Peters, R. 2010. Using stock returns to identify government spending shocks, *The Economic Journal* 120: 414–436.
- Gobetti, S.W.; Orair, R.O. 2017. Resultado primário e contabilidade criativa: reconstruindo as estatísticas fiscais “acima da linha” do governo geral. *Texto para discussão* 2288: 1–58.
- Grüdtner, V.; Aragon, E.K.S.B. 2017. Multiplicador dos gastos do governo em períodos de expansão e recessão: evidências empíricas para o Brasil. *Revista Brasileira de Economia* 71(3): 321–345.
- Hall, R. 2009. By how much does GDP rise if the government buys more output? *Brooking Papers on Economic Activity* 2: 183–231.
- Harding, D.; Pagan, A. 2002. Dissecting the cycle: a methodological investigation. *Journal of Monetary Economics* 49: 365–381.
- Holland, M., Marçal, E.F., Prince, D. De. 2019. Is fiscal policy effective in Brazil? An empirical analysis. *The Quarterly Review of Economics and Finance*, March.
- Ilzetzki, E.; Mendoza, E.; Vegh, C. 2013. How big (small?) are fiscal multipliers? *Journal of Monetary Economics* 60(2): 239–254.
- Jordà, Oscar. 2005. Estimation and inference of impulse responses by local projections. *American Economic Review* 95(1): 161–182.
- Matheson, T.; Pereira, J. 2016. Fiscal multipliers for Brazil, IMF working paper 16/79, IMF.
- Mendonça, D. De P.; Marçal, E.F.; Brito, M. H. De. 2017. Is fiscal policy effective in Brazil? An empirical analysis. Mimeo, Janeiro.
- Mendonça, M.J.; Medrano, L.A.; Sachsida, A. 2009. Avaliando os efeitos da política fiscal no Brasil resultados de um procedimento de identificação agnóstica. *Texto para discussão* 1377, Ipea.
- Miyamoto, W.; Nguyen, T. L.; Sergeyev, D. 2018. Government spending multipliers under the zero lower bound: evidence from Japan. *American Economic Journal: Macroeconomics* 10(3):1–32.
- Mountford, A.; Uhlig, H. 2009. What are the effects of fiscal policy shocks? *Journal of Applied Econometrics* 24(6): 960–992.
- Olea, J. L. M.; Pfluger, C. 2013. A robust test for weak instruments. *Journal of Business & Economic Statistics* 31(3): 358–369.
- Orair, R.; Siqueira, F.F.; Gobetti, S.W. 2016. Política fiscal e ciclo econômico: uma análise baseada em multiplicadores do gasto público. Brasília: XXI PRÊMIO DO TESOURO NACIONAL. Secretaria do Tesouro Nacional.
- Oreng, M. 2012. Estimando o impacto da política fiscal no Brasil: 2004 a 2011, mimeo.

- Owyang, M. T.; Ramey, V. A.; Zubaury, S. 2013. Are government spending multipliers greater during periods of slack? *American Economic Review: Papers & Proceedings* 103: 129 – 134.
- Peres, M. A. F. 2007. Os efeitos dinâmicos da política fiscal sobre a atividade econômica: um estudo para o caso brasileiro. Brasília: XII PRÊMIO DO TESOURO NACIONAL. Secretaria do Tesouro Nacional.
- Pires, M.C.C. 2014. Política fiscal e ciclos econômicos no Brasil. *Economia Aplicada* 18(1): 69-90, jan./mar.
- Ramey, V. A.; Shapiro, M. D. 1998. Costly capital reallocation and the effects of government spending. *Carnegie-Rochester Conference Series on Public Policy* 48(1): 145-104.
- Ramey, V.A.; Zubaury, S. 2018. Government spending multipliers in good times and in bad: evidence from 20th century historical data. *Journal of Political Economy* 126(2): 850-901.
- Ramey, V.A.; Zubaury, S. 2015. Are government spending multipliers state dependent? Evidence from Canadian historical data. Working paper, National Bureau of Economic Research, December.
- Schymura, L.G. Há relevantes questões em jogo na divergência entre o IPCA e o deflator do PIB. Carta do IBRE 71(4), 4 de abril de 2017. Acesso: <<http://portalibre.fgv.br/main.jsp?lumpageid=4028818b379efc9401379fa-912825d74&contentid=8a7c82c5593fd36b015b5d8c56a2554e>>
- Souza-Júnior, J.R.C. 2017. Produto potencial e hiato do produto: nível atual e projeções para 2018. Carta de conjuntura do IPEA 36.
- Souza-Júnior, J. R. C. 2015. Impacto da nova metodologia do sistema de contas nacionais sobre as estimativas de produtividade e do produto potencial. Carta de conjuntura do IPEA 27: 125–134.
- Souza-Júnior, J. R. C.; Caetano, S. M. 2013. Produto potencial como ferramenta de análise da política monetária e da capacidade de crescimento da economia brasileira. *Revista Economia* 14(1c): 671–702.
- Staiger, D.; Stock, J.H. 1997. Instrumental variables regression with weak instruments. *Econometrica* 65(3): 557-586.
- Woodford, M. 2011. Simple analytics of the government expenditure multiplier. *American Economic Journal: macroeconomics* 3(1): 1-35.
- Woo, J.; Kinda, T.; Poplawski-Ribeiro, M. 2013. Economic recovery from recessions: the role of fiscal policy and structural reforms, mimeo.